

# Lois de mortalité et durées de vie des équipements dans l'industrie

*Une évaluation satisfaisante du stock de capital productif est un enjeu majeur pour les économistes par son incidence sur des indicateurs tels que la rentabilité ou la productivité. Dans l'évaluation du stock de capital par la méthode de l'inventaire permanent, la durée de vie des équipements joue un rôle important. Cependant, il est généralement admis que la mesure de cette dernière est particulièrement fragile et repose sur des fondements empiriques limités.*

*Cet article propose une évaluation de la durée de vie des immobilisations corporelles (matériel, bâtiments et terrains) dans l'industrie grâce aux données de la Centrale des bilans de la Banque de France.*

*Les estimations reposent sur un échantillon de 14 201 observations individuelles, sur la période 1985-1999, et aboutissent aux résultats suivants :*

- *les évaluations de durées de vie sont comparables, voire plus courtes que celles résultant de précédentes études ;*
- *la durée de vie dépend de la loi de mortalité sous-jacente : elle est de l'ordre de 15 ans lorsque les déclassements sont supposés suivre une loi de Weibull ; elle est proche de 19 ans pour un modèle de déclasserement proportionnel ;*
- *la loi de Weibull se distingue du modèle de déclasserement proportionnel par une meilleure appréhension de l'hétérogénéité individuelle ;*
- *la forte hétérogénéité inter-entreprises n'est pas significativement atténuée par des estimations réalisées à des niveaux sectoriels fins ;*
- *la présence des terrains dans les immobilisations corporelles contribue à allonger les durées de vie estimées : l'écart entre les durées de vie des immobilisations corporelles hors terrains et l'ensemble des immobilisations corporelles serait de l'ordre d'une année pour la loi de Weibull et d'un peu plus de deux ans pour le modèle de déclasserement proportionnel ;*
- *l'ensemble de ces résultats conduisent ainsi à définir des couples « durée de vie des équipements – loi de mortalité » permettant une évaluation empiriquement fondée du stock brut de capital.*

Arnaud Sylvain  
Direction des Entreprises  
Observatoire des Entreprises

La mesure du stock de capital productif est une des difficultés majeures à laquelle est confrontée l'économie appliquée, certains économistes jugeant même une telle mesure impossible (Nber, 1980). Lorsqu'on cherche à quantifier le capital, la méthode de l'inventaire permanent est généralement utilisée : le stock de capital est mesuré à partir des chroniques d'investissements, en supposant que la durée de vie des équipements suit une loi de probabilité prédéfinie. Les paramètres de cette loi de probabilité ont donc un impact important sur l'évaluation du stock de capital.

Bien que de nombreux travaux se soient efforcés d'améliorer la méthode de l'inventaire permanent et la mesure des paramètres des lois de mortalité, l'évaluation de la durée de vie des équipements reste fragile, comme en témoigne l'hétérogénéité des durées de vie selon les pays (OCDE 2001a, 2001b). Afin de fournir quelques repères empiriques sur le niveau de la durée de vie des équipements et l'évaluation du stock de capital, celle-ci est estimée à partir de données d'entreprises au coût historique pour l'industrie sur la période 1985-1999 : la loi de mortalité, qui relie en volume l'investissement au stock de capital, relie également l'investissement et le capital au coût historique.

Après avoir rappelé les différentes mesures du stock du capital et leurs objectifs respectifs, les principales hypothèses de la méthode de l'inventaire permanent sont précisées, puis la relation sur laquelle reposent les estimations est définie. Ensuite, la qualité des ajustements et les résultats des estimations sont détaillés. Puis, ces résultats sont comparés à ceux d'études antérieures. Enfin, l'impact de l'incorporation des terrains dans les « équipements » sur la durée de vie des équipements est examiné.

## 1. La méthode de l'inventaire permanent

La mesure du stock de capital peut servir à évaluer la richesse qu'il représente ou à quantifier son efficacité. On s'intéresse dans le premier cas au stock net de capital, alors qu'on cherche à mesurer les services du capital dans la seconde approche. Comme ces deux mesures sont construites à partir du stock brut de capital, trois notions peuvent être distinguées :

- le stock brut de capital est indépendant de l'âge des équipements et correspond à une évaluation des différents actifs au prix auquel ils seraient achetés s'ils étaient encore neufs ;
- le stock net de capital évalue chaque actif au prix auquel il serait acheté s'il était mis sur le marché « en l'état ». Il est calculé en retranchant la consommation de capital fixe (la perte de valeur affectant les générations d'investissement au cours du temps) au stock brut ;
- les services du capital tiennent compte de l'évolution de l'efficacité des équipements. L'ensemble des services rendus par chaque génération d'équipement correspond aux services du capital. Ceux-ci sont obtenus en corrigeant le stock brut de capital par la perte d'efficacité affectant les générations d'équipements au cours du temps.

Trois méthodes de valorisation du stock de capital existent. Chaque actif peut être valorisé au prix en vigueur lors d'une année de référence (coût constant) — au prix de l'année en cours (coût courant) ou encore au prix en vigueur au moment de son acquisition (coût historique).

L'évaluation du stock de capital se heurte au peu d'information disponible : le volume des déclassements, la consommation de capital fixe et la perte d'efficacité des équipements ne sont pas directement observables. En recourant à plusieurs hypothèses, la méthode de l'inventaire permanent permet d'estimer ces agrégats et de calculer les différents stocks de capital :

- la définition d'une loi de mortalité des équipements permet d'exprimer le volume du stock de capital brut à partir des investissements (en volume) passés et présents ;
- la définition d'un profil « âge-prix » (l'évolution du prix des équipements en fonction de leur âge) permet de calculer la consommation de capital fixe ;
- le profil « âge-efficacité » (l'évolution de l'efficacité des équipements en fonction de leur âge) permet de calculer les services du capital à partir du stock de capital brut <sup>1</sup>.

Bien que le stock net de capital et les services du capital soient les mesures les plus appropriées, on ne s'intéressera par la suite qu'à la mesure du stock brut de capital : elle est la seule qui puisse être validée à partir de données comptables d'entreprises. Ainsi, si ces données fournissent des informations sur les amortissements permettant de calculer une dépréciation fiscale, celle-ci ne peut être assimilée à une dépréciation économique (OCDE, 2001a).

L'évaluation du stock brut de capital par la méthode de l'inventaire permanent repose sur l'hypothèse que la durée de vie de ce bien suit une loi de probabilité aléatoire prédéterminée. En notant  $K$  le stock brut de capital en volume,  $I$  l'investissement en volume,  $\delta(\tau)$ , la probabilité pour une génération d'investissement d'être déclassée au bout de  $\tau$  années (dépendant des paramètres de la loi de mortalité), et  $T$  la durée maximale de présence de ce bien au sein du stock de capital, on a :

$$K_t = \sum_{\tau=0}^{\tau=T} (1 - \delta(\tau)) \cdot I_{t-\tau} \quad (1)$$

La pertinence de la méthode de l'inventaire permanent dépend donc crucialement des paramètres de la loi de mortalité. Or, ceux-ci sont reconnus comme particulièrement fragiles, ainsi qu'en témoigne la diversité des durées de vie des équipements <sup>2</sup>, selon les différentes comptabilités nationales (OCDE, 2001a, 2001b), et le peu de travaux essayant de définir empiriquement ces paramètres. Il semble dès lors intéressant de proposer un éclairage sur la durée de vie des équipements à partir de données d'entreprises au coût historique, à l'instar des travaux d'Atkinson et Mairesse (1978) et de Cette et Szpiro (1988). La loi de mortalité qui relie l'investissement en volume au stock de capital en volume relie également l'investissement et le capital au coût historique.

<sup>1</sup> Il existe une relation entre les profils « âge-prix » et « âge-efficacité » : le choix de l'un détermine l'autre (OCDE 2001a).

<sup>2</sup> Lorsqu'on parle du niveau de la durée de vie des équipements, on se réfère à l'espérance de cette loi de probabilité.

## 2. Estimation de la durée de vie des équipements

L'échantillon d'entreprises utilisé est issu de la Centrale de bilans de la Banque de France et comporte 1 640 entreprises (14 201 observations) couvrant la période 1985-1999 (cf. annexe). À partir des données comptables, après retraitements et rétropolation de l'investissement, on obtient la relation suivante au niveau individuel :

$$KCH^*_{it} = \sum_{\tau=0}^{\tau=T} ICH^*_{it-\tau} - \sum_{\tau=0}^{\tau=T} CESSCH^*_{it-\tau} \quad (2)$$

avec  $KCH^*$ ,  $ICH^*$ ,  $CESSCH^*$  désignant respectivement les immobilisations, investissements et cessions au coût historique corrigés des écarts comptables et des réévaluations,  $T$ , la durée maximale de présence des immobilisations au sein des entreprises,  $i$ , la dimension individuelle,  $t$ , la dimension temporelle.

Si la durée de vie des équipements est une variable aléatoire d'espérance  $Ddv$  et de fonction de répartition  $F$ , la méthode de l'inventaire permanent permet d'exprimer le stock de capital au coût historique en fonction des seules chroniques d'investissement correspondantes :

$$KCH^*_{it} = \sum_{\tau=0}^{\tau=T} (1 - F(\tau; Ddv)) \cdot ICH^*_{it-\tau} \quad (3)$$

La durée de vie des équipements (son espérance) peut donc être estimée à partir de données de bilans au coût historique en utilisant la relation (3). Plus précisément, la relation estimée est la suivante :

$$\ln(KCH^*_{it}) = \ln\left(\sum_{\tau=0}^{\tau=T} (1 - F(\tau; Ddv)) \cdot ICH^*_{it-\tau}\right) + \varepsilon_{it}$$

avec  $\varepsilon_{it}$ , terme d'erreur.

La durée de vie des équipements a été estimée à partir de deux spécifications alternatives de la loi de mortalité (encadré) : la loi de Weibull et le modèle de déclassement proportionnel. Les estimations ont été réalisées en utilisant la méthode des moindres carrés non linéaires, éventuellement pondérés, pour tenir compte de l'hétéroscédasticité des perturbations.

Il convient de garder présent à l'esprit qu'en raison des données utilisées, des différents retraitements et de la méthode d'estimation, les résultats obtenus présentent certaines limites. En effet :

- ces estimations sont menées sur le seul champ de l'industrie (hors énergie) ;
- l'agrégat considéré (l'ensemble des immobilisations corporelles) est fortement hétérogène et soumis à des effets de composition<sup>3</sup> ;

<sup>3</sup> Une modification des poids de chacune des composantes des immobilisations corporelles affecte la durée de vie agrégée, même si les durées de vie de ces composantes restent invariables.

- les différents retraitements et rétropolations effectués reposent sur des choix conventionnels (cf. annexe) ;
- la formulation retenue repose sur l'hypothèse d'une stabilité temporelle des paramètres. Si une telle hypothèse peut être validée pour un bien homogène, elle semble d'autant plus irréaliste que l'agrégat considéré est hétérogène et soumis à des effets de composition ;
- outre ces effets, on ne peut non plus exclure la possibilité d'un comportement spécifique individuel de déclassement qui ferait dépendre la durée de vie des équipements de l'environnement économique. Différentes variables telles que la conjoncture économique et le degré d'utilisation du capital semblent ainsi susceptibles d'influencer le comportement de déclassement (Dormont et Mairesse, 1985) ;
- enfin, parce que les estimations reposent sur un modèle non linéaire, elles ont été réalisées sans prise en compte d'effet individuel.

#### Les lois de mortalité estimées

*La loi de Weibull : elle a été retenue parce que les lois de mortalité de type « courbe en cloche » (à deux paramètres) sont généralement reconnues comme plus pertinentes (OCDE, 2001a). Si la durée de vie des équipements est une variable aléatoire suivant une loi de Weibull, la probabilité de déclassement associée à un flux d'investissement acquis il y a  $\tau$  années s'écrit :*

$$F(\tau ; Ddv) = 1 - e^{-(\frac{1}{Ddv} \cdot \tau)^c} \quad \text{pour } \tau = 0, 1, \dots,$$

*avec  $Ddv$  représentant la durée de vie des équipements, et  $c \geq 1$ , le second paramètre de la loi de Weibull.*

*Le modèle de déclassement proportionnel, qui est un cas particulier de la loi de Weibull ( $c = 1$ ), suppose que le taux de déclassement est constant et égal à l'inverse de l'espérance de la durée de vie des équipements. La probabilité de déclassement s'écrit :*

$$F(\tau ; Ddv) = 1 - e^{-\frac{1}{Ddv} \cdot \tau} \quad \text{pour } \tau = 0, 1, \dots$$

*Le modèle de déclassement proportionnel a été retenu parce qu'il est le plus utilisé lorsqu'il s'agit d'évaluer le stock de capital au niveau individuel. Ce modèle permet en effet d'exprimer le stock de capital en fonction du stock de capital retardé et de l'investissement courant, ce qui se révèle particulièrement utile lorsqu'on ne dispose que de peu d'informations dans la dimension temporelle.*

*En pratique, comme les probabilités de déclassement associées aux différentes lois de mortalité ne tendent qu'asymptotiquement vers 0, des lois tronquées ont été utilisées. La durée de présence maximale des équipements au sein des entreprises a été limitée à quarante années.*

### 3. Les résultats

#### 3.1. La décomposition sectorielle n'atténue pas l'hétérogénéité entre entreprises

Les estimations <sup>4</sup> ont été réalisées à différents niveaux sectoriels (Nes36, Nes16, ensemble des entreprises) et plusieurs indicateurs ont été calculés pour juger de la qualité des ajustements : la somme des carrés des résidus (Scr) ainsi que la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (Rmse) ont été retenues. Il ressort de l'examen de ces indicateurs de qualité d'ajustement que :

- ces indicateurs sont identiques quel que soit le niveau d'agrégation (cf. tableau 1) : la décomposition sectorielle ne semble pas atténuer l'hétérogénéité entre entreprises <sup>5</sup>. Pour cette raison, on ne présentera par la suite que les estimations réalisées au niveau le plus agrégé ;
- comme on pouvait s'y attendre, puisque le modèle de déclassement est un cas particulier et contraint de la loi de Weibull, cette dernière conduit à un ajustement plus satisfaisant que le modèle de déclassement proportionnel.

Tableau 1

#### Décomposition sectorielle et qualité de l'ajustement

	Loi de Weibull				Modèle de déclassement proportionnel			
	Estimations pondérées		Estimations non pondérées		Estimations pondérées		Estimations non pondérées	
	Scr	Rmse	Scr	Rmse	Scr	Rmse	Scr	Rmse
Nes36	385,9	0,16	470,2	0,18	447,3	0,18	543,3	0,20
Nes16	392,5	0,17	476,5	0,18	453,5	0,18	549,6	0,20
Total	394,2	0,17	478,0	0,18	454,6	0,18	550,4	0,20

NB : Les poids utilisés sont obtenus à partir des résidus des estimations non pondérées d'une loi de Weibull.

<sup>4</sup> Les tests sur les perturbations ayant conduit à accepter l'hypothèse d'un terme d'erreur dépendant du nombre d'années de présence des entreprises dans l'échantillon et du logarithme de la moyenne individuelle des immobilisations, des régressions pondérées s'inspirant de la méthode de White ont été effectuées afin de corriger cette source d'hétéroscédasticité. Afin de rendre les résultats des estimations des différentes lois de mortalité comparables, les mêmes poids (calculés à partir des estimations non pondérées de la loi de Weibull) ont été utilisés pour toutes les lois de mortalité. La nature de l'hétéroscédasticité n'étant néanmoins pas précisément connue, on ne peut être certain que les poids utilisés sont corrects. On ne peut dès lors affirmer que la régression pondérée est préférable à la régression non pondérée (Greene, 2000). C'est pourquoi on présente également les résultats des estimations non pondérées.

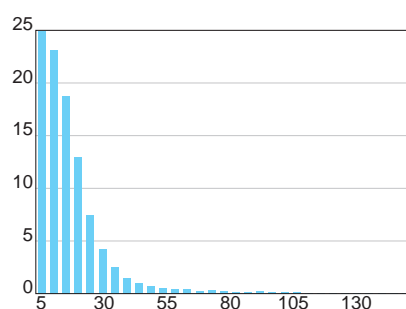
<sup>5</sup> On retrouve un résultat déjà souligné par Mairesse (Mairesse, 1988) : « La dispersion des variables et l'hétérogénéité apparente des estimations ne sont en effet qu'assez faiblement diminuées intra-sectoriellement, [...] ».

Afin de fournir une vision plus précise de la qualité de l'ajustement, l'écart relatif absolu entre les immobilisations estimées et observées <sup>6</sup> a été calculé (à partir des estimations non pondérées) :

- pour la loi de Weibull (cf. graphique 1), un quart des observations est évalué avec une erreur inférieure à 5 % et près de la moitié avec une erreur inférieure à 10 %. Cette proportion passe à 80 % pour une erreur inférieure à 20 % ;
- les résultats sont légèrement moins satisfaisants pour le modèle de déclassement proportionnel (cf. graphique 2) : 20 % des observations sont évaluées avec une erreur inférieure à 5 %, un peu plus de 40 % avec une erreur inférieure à 10 %.

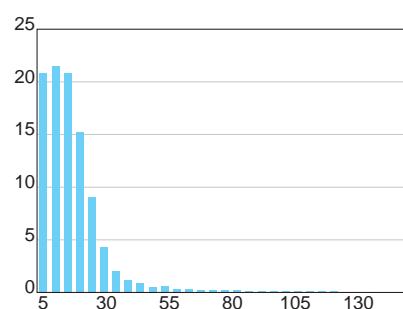
**Graphique 1**  
**Qualité de l'ajustement**  
**(loi de Weibull)**  
Écart relatif absolu entre les  
immobilisations estimées et observées

(en % de l'échantillon)



**Graphique 2**  
**Qualité de l'ajustement**  
**(modèle de déclassement proportionnel)**  
Écart relatif absolu entre les  
immobilisations estimées et observées

(en % de l'échantillon)



### 3.2. L'ajustement global masque des différences selon la dimension considérée

Afin d'approfondir l'examen de la qualité de l'ajustement, les sommes des carrés des résidus ont été décomposées selon les dimensions individuelle et temporelle, d'après la relation suivante :

$$Scr = \sum_i \sum_t [KCH_{it} - \hat{KCH}_{it}]^2 = \sum_i \sum_t [KCH_{it} - \hat{KCH}_{it}]^2 + \sum_i \sum_t [(KCH_{it} - \hat{KCH}_{it}) - (\hat{KCH}_{it} - \hat{KCH}_{it})]^2$$

$$Scr = Scr_B + Scr_w$$

avec

$KCH$ , le logarithme des immobilisations corporelles, au coût historique, observées  
 $\hat{KCH}$ , le logarithme des immobilisations corporelles, au coût historique, estimées

<sup>6</sup> Soit  $\left| \frac{\hat{KCH}}{KCH} - 1 \right|$  avec  $\hat{KCH}$  représentant les immobilisations estimées au coût historique et  $KCH$ , les immobilisations observées, au coût historique.



Le premier terme,  $Scr_B$ , correspond aux erreurs provenant d'une mauvaise appréhension de la dimension individuelle (l'hétérogénéité entre les entreprises), tandis que le second,  $Scr_W$ , correspond aux erreurs provenant d'une mauvaise estimation de la dimension temporelle (les écarts au niveau moyen). Cette décomposition montre que la loi de Weibull conduit à un meilleur ajustement en raison d'une meilleure estimation de l'hétérogénéité inter-entreprises alors que le modèle de déclassement proportionnel aboutit à un ajustement plus satisfaisant dans la dimension temporelle (cf. tableau 2).

Tableau 2

**Somme des carrés des résidus  
dans les dimensions individuelles et temporelles**

	Loi de Weibull		Modèle de déclassement proportionnel	
	Estimations pondérées	Estimations non pondérées	Estimations pondérées	Estimations non pondérées
Dimension individuelle	302,2	382,9	380,8	477,0
Dimension temporelle	91,9	95,1	73,9	73,4

NB : Les poids utilisés sont obtenus à partir des résidus des estimations non pondérées d'une loi de Weibull.

### 3.3. Le niveau de la durée de vie dépend de la loi de mortalité

L'estimation des durées de vie montre que le niveau de la durée de vie des équipements est lié à la loi de mortalité (cf. tableau 3) : les durées de vie ressortant du modèle de déclassement proportionnel sont plus élevées que pour la loi de Weibull. Il découle de ce lien entre la loi de mortalité et la durée de vie qu'un diagnostic sur le niveau de la durée de vie des équipements ne semble pas pouvoir être effectué sans préciser la loi de mortalité sous-jacente et qu'il semble délicat d'utiliser pour une loi de mortalité donnée une durée de vie associée à une autre loi de mortalité.

Tableau 3

**Loi de mortalité et durée de vie des équipements**

	Loi de Weibull		Modèle de déclassement proportionnel
	Durée de vie des équipements	Deuxième paramètre	
Estimations pondérées	15,6	2,1	19,8
	(0,06)	(0,04)	(0,08)
Estimations non pondérées	15,2	2,1	18,7
	(0,05)	(0,03)	(0,08)

NB : Les écarts-types (asymptotiques) sont indiqués entre parenthèses ; les poids utilisés sont obtenus à partir des résidus des estimations non pondérées d'une loi de Weibull.



## 4. Comparaison avec d'autres travaux

Afin de pouvoir comparer les durées de vie estimées avec celles d'autres études, le tableau 4 présente les résultats d'estimations à un niveau sectoriel plus détaillé (Nes 16).

Tableau 4

### Estimations des durées de vie des équipements au niveau Nes 16

	(en années)			
	Loi de Weibull		Modèle de déclassement proportionnel	
	Estimations pondérées	Estimations non pondérées	Estimations pondérées	Estimations non pondérées
Industries agricoles et alimentaires (EB)	14,9 (0,16)	14,7 (0,15)	20,0 (0,20)	19,5 (0,2)
Industries des biens de consommation (EC)	15,9 (0,14)	15,5 (0,13)	19,6 (0,16)	18,7 (0,17)
Industrie automobile (ED)	14,6 (0,31)	14,3 (0,28)	23,6 (0,81)	19,9 (0,67)
Industries de biens d'équipement (EE)	15,7 (0,17)	15,3 (0,16)	19,8 (0,18)	18,5 (0,18)
Industries des biens intermédiaires (EF)	15,6 (0,08)	15,1 (0,07)	19,6 (0,11)	18,5 (0,11)

Les paramètres estimés peuvent ainsi être comparés avec les résultats d'Atkinson et Mairesse (1978) et Cette et Szpiro (1988).

Atkinson et Mairesse ont calculé des durées de vie des équipements sur la période 1966-1975 à partir d'un panel de 106 entreprises appartenant aux industries des biens intermédiaires, des biens d'équipement et des biens de consommation. Quatre lois de mortalité, dont deux correspondent à celles utilisées dans cette étude, sont utilisées. L'agrégat considéré pour mesurer le stock de capital correspond aux immobilisations corporelles.

La présente étude confirme certains des résultats d'Atkinson et Mairesse (cf. tableau 5) : des durées de vie plus longues lorsqu'on utilise un modèle de déclassement proportionnel, plus courtes lorsqu'on postule un modèle de sortie simultanée, des durées de vie des équipements proches dans les industries des biens intermédiaires et les industries des biens de consommation. Ces auteurs trouvent en revanche des durées de vie des équipements globalement plus longues : sous l'hypothèse d'une loi de Weibull, les durées de vie estimées sont supérieures à 20 ans (excepté pour les industries des biens d'équipement où les résultats sont proches) alors qu'elles semblent désormais plus proches de 15 ans. On ne peut exclure que la durée de vie des équipements se soit sensiblement raccourcie entre la période 1966-1975 et 1985-1999.

Tableau 5

**Durées de vie des équipements sur la période 1966-1975**

	Loi de Weibull	Modèle Lognormal	Modèle de déclassement proportionnel	(en années) Modèle de sortie simultanée
Industries des biens intermédiaires	22,7	20,4	74,2	20
Industries des biens d'équipement	16,2	14,7	33,8	14
Industries des biens de consommation	21,5	19,1	66,2	19

Source : Atkinson et Mairesse (1978)

À partir d'un échantillon d'environ 3 200 entreprises issues de la Centrale des Bilans de la Banque de France, Cette et Szpiro (1988) ont calculé des durées de vie à différents niveaux sectoriels à partir d'un modèle de sortie simultanée (« mort soudaine »). L'agrégat considéré pour mesurer le stock de capital diffère de celui retenu dans la présente étude puisqu'il s'agit des immobilisations corporelles hors terrains.

Dans la présente étude, certains résultats obtenus par Cette et Szpiro sont confirmés, notamment une durée de vie des équipements plus courte dans les industries agro-alimentaires et plus longue dans les industries des biens de consommation et des biens intermédiaires. Ces auteurs obtiennent, en revanche, des durées de vie globalement plus courtes (cf. tableau 6), ce qui pourrait s'expliquer par la loi de mortalité et l'agrégat retenus, ainsi que par un traitement différent des réévaluations. Comme il semblerait que le niveau de la durée de vie dépende de la loi de mortalité considérée, il paraît difficile de comparer directement les durées de vie estimées dans cette étude à celles obtenues par ces auteurs.

Tableau 6

**Niveau moyen de la durée de vie des équipements sur la période 1972-1984**

	Durée de vie des équipements
U02 industries agricoles et alimentaires	11,2
U04 biens intermédiaires	15,1
U05 biens d'équipements	11,0
U06 biens de consommation	12,5

Source : Cette et Szpiro (1988)

## 5. L'impact de la prise en compte des terrains sur la durée de vie des équipements : éléments d'appréciation

L'agrégat utilisé pour estimer les durées de vie incorpore les immobilisations en terrains. La présence des terrains au sein des immobilisations fragilise les estimations : on ne peut exclure qu'elle conduise à majorer la durée de vie des équipements (dans la mesure où celle-ci s'entend habituellement hors terrains).

Les immobilisations en terrains ne sont disponibles qu'à partir de 1985. Or, de nombreuses entreprises (34,2 %) sont présentes dès 1972 dans l'échantillon. De plus, seul le stock d'immobilisations en terrains est disponible : le calcul des cessions et investissements en terrains nécessiterait donc de recourir à des hypothèses<sup>7</sup>. Pour toutes ces raisons, et bien qu'il s'agisse d'une hypothèse forte, les terrains ont été conservés dans les immobilisations corporelles. Leur maintien permet de garder une homogénéité des investissements et des immobilisations sur l'ensemble de la période 1972-1999.

Afin de préciser l'impact de l'incorporation des terrains, des durées de vie ont été estimées sur différents sous-échantillons se distinguant par l'importance de la part des terrains dans les immobilisations (cf. tableau 7). Si l'incorporation des terrains dans les immobilisations corporelles allonge la durée de vie, alors les durées de vie estimées seront d'autant plus longues que le poids des terrains dans les immobilisations sera élevé.

Tableau 7

### Impact des terrains sur la durée de vie des équipements : définition des sous-échantillons

Sous-échantillon	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Poids maximum des terrains dans les immobilisations (%)	0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	1	1,5	2,0	2,5	5,0	7,5	10,0
Observations du sous-échantillon	3 151	3 331	3 668	3 957	4 184	4 431	5 648	6 723	7 707	8 774	11 356	12 826	13 359

NB : le sous-échantillon 1 correspond à l'ensemble des entreprises pour lesquelles les immobilisations en terrains sont nulles.

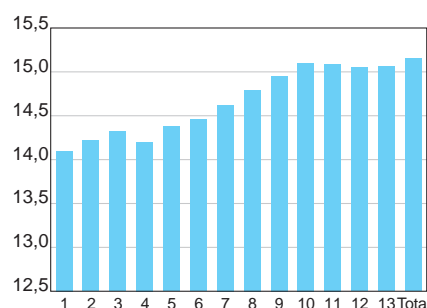
<sup>7</sup> Par exemple, si les immobilisations en terrains s'accroissent au cours d'une période, le montant de l'investissement pourrait être corrigé de cet accroissement, tandis qu'en cas de diminution de ces immobilisations, le montant des cessions serait diminué d'un montant équivalent. Une telle démarche est proche de celle de Cette et Szpiro (1988).

Bien que les estimations (non pondérées) soient affectées par l'hétérogénéité entre entreprises, il semble néanmoins que l'incorporation des terrains dans les immobilisations corporelles conduise à un allongement de la durée de vie des équipements (graphiques 3 et 4) :

- pour la loi de Weibull, la durée de vie des équipements estimée à partir du sous-échantillon d'entreprises où les immobilisations en terrains sont nulles est de 14 ans ; elle est de 15 ans pour l'échantillon total ;
- cet écart est plus important pour le modèle de déclassement proportionnel : la durée de vie des équipements, estimée à partir du sous-échantillon d'entreprises où les immobilisations en terrains sont nulles, est de 16 ans ; elle est proche de 19 ans pour l'échantillon total.

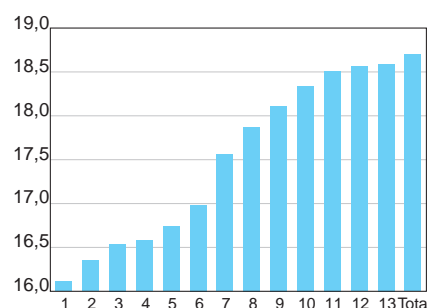
*Graphique 3*  
**Durée de vie des équipements**  
**(loi de Weibull)**  
Estimations non pondérées

(en années)



*Graphique 4*  
**Durée de vie des équipements**  
**(modèle de déclassement proportionnel)**  
Estimations non pondérées

(en années)



Il ressort de cette étude que l'estimation de durées de vie des équipements à partir de données individuelles est sensiblement influencée par la loi de mortalité supposée des équipements et par l'agrégat considéré. En revanche, la décomposition sectorielle n'atténue pas l'hétérogénéité inter-entreprises.

Si ces estimations sont fragiles, elles permettent néanmoins de définir des couples « durée de vie des équipements – loi de mortalité » conduisant à une évaluation du stock brut de capital en volume empiriquement fondée.

## Bibliographie

Atkinson M., Mairesse J. (1978), « *Length of life of equipment in French manufacturing industries* », *Annales de l'INSEE*, n°30-31

Cette G., Szpiro D. (1988), « La durée de vie des équipements industriels sur la période 1972-1984 », *Cahiers économiques et monétaires* de la Banque de France, n°28

Dormont B., Mairesse J. (1985), « Labor and Investment Demand at the Firm Level », *European Economic Review*, n°28

Greene W. H. (2000), *Econometric Analysis*, fourth edition, Prentice Hall

INSEE (1978), « Rétropolation des comptes nationaux dans le nouveau système de comptabilité nationale française », séries 1959-1970, Collection C, n°67-68

INSEE (1990), « 20 ans de comptes nationaux 1970-1989 », *INSEE Résultats* n°104-105

INSEE (1999a), « *Annuaire rétrospectif de la France* », séries longues 1948-1988

INSEE (1999b), « L'industrie dans les comptes nationaux, séries longues 1977-1997 en base 1980 », Tome 1 : séries agrégées, *INSEE Résultats* n°17

INSEE (2000), « Comptes et Indicateurs Economiques, Rapport sur les comptes de la Nation 1999 », *INSEE Résultats* n°187-188

Kremp (1993), « La question du nettoyage des données », *document de la Centrale des Bilans*, D93/01

Mairesse, J., (1988), « Les lois de la production ne sont plus ce qu'elles étaient : une introduction à l'économétrie des panels », *Revue économique*, janvier

Nber (1980), « *The Measurement of Capital, Studies in Income and Wealth* », vol.45

OCDE (2001a), « *Measuring Capital, A Manual on the Measurement of Capital Stocks, Consumption of Fixed Capital and Capital Services* », Secrétariat Général

OCDE (2001b), « *OECD Manual on Productivity Measurement : a Guide to the Measurement of Industry-Level and Aggregate Productivity Growth* », Direction des Statistiques et Direction des Sciences, des Technologies et de l'Industrie

## Annexe

## Les données utilisées

L'échantillon utilisé provient du fichier Centrale des bilans couvrant la période 1972-1999. En raison de modifications intervenues dans cette base, on dispose des immobilisations sur la période 1985-1999 et de l'investissement sur la période 1972-1999.

La première sélection d'entreprises a consisté à ne conserver que les entreprises de l'industrie hors énergie présentes continûment sur tout ou partie de la période 1972-1999 pour lesquelles on dispose des immobilisations, au coût historique, sur au moins deux années, et de l'investissement, sur une période d'au moins dix ans avant la première année pour laquelle ces immobilisations sont disponibles. Pour ces entreprises, on dispose d'une relation d'accumulation en valeur pour les années postérieures à 1984 ( $t = 1985, \dots, 1999$ ) :

$$KCH_t = ICH_t + REEVCH_t - CESSCH_t + KCH_{t-1} + \varepsilon_{1t} + \varepsilon_{2t}$$

avec  $KCH_t$ , la valeur au coût historique des immobilisations corporelles,  $ICH_t$ , l'investissement au coût d'acquisition,  $REEVCH_t$ , les réévaluations affectant les immobilisations,  $CESSCH_t$ , les cessions d'immobilisations,  $\varepsilon_1$ , l'écart résultant de la différence entre les immobilisations en fin de période et ses composantes pour une même année tenant à d'éventuelles erreurs sur les variables,  $\varepsilon_2$ , l'écart résultant de la différence entre les immobilisations en début de période et celles en fin de période du bilan précédent, dû par exemple à des restructurations.

Un retraitement des composantes de cette relation est réalisé pour obtenir une expression des immobilisations corporelles en fonction des investissements et cessions : les réévaluations sont ôtées des immobilisations et les écarts comptables sont incorporés à l'investissement ou aux cessions.

Sur la période 1985-1999, où on dispose du montant des réévaluations, celles-ci sont retranchées de la valeur des immobilisations corporelles. L'hypothèse forte sur laquelle repose cette correction est que, sur l'ensemble de la période 1985-1999, les réévaluations sont incorporées aux immobilisations corporelles : les équipements qu'elles concernent n'ont pas été déclassés. L'impact du retraitement des réévaluations doit cependant être relativisé dans la mesure où 99,1 % des entreprises n'ont pas connu de réévaluations sur la période 1985-1999.

Les décalages comptables ( $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2$ ) sont retraités à partir de la règle suivante : lorsque leur somme est positive, elle est affectée à l'investissement, lorsqu'elle est négative, elle est incorporée aux cessions. Afin de limiter l'impact de cette correction, les entreprises pour lesquelles ces écarts comptables dépassent 5 % du montant des immobilisations de début de période sont supprimées.

Afin de disposer de données d'investissement sur longue période, celui-ci a été rétropolé au niveau individuel à partir de données de comptabilité nationale. Sur la période 1970-1984, lorsque cela est nécessaire, l'investissement est rétropolé à partir de données d'investissement en valeur au niveau NAP40 (INSEE, 1990, 1999).

Sur la période 1949-1969, l'investissement est rétropolé à partir de données sectorielles à un niveau plus agrégé : NAP15 pour la période 1959-1969 (INSEE, 1978), ensemble de l'économie pour la période 1949-1959 (INSEE, 1999). Avant 1949, le taux de croissance de l'investissement en valeur est arbitrairement fixé à 10 % par an, soit l'hypothèse adoptée par Atkinson et Mairesse.

Afin d'assurer une meilleure fiabilité des résultats, plusieurs conditions supplémentaires sont imposées : les entreprises pour lesquelles la somme des vingt derniers flux d'investissements est inférieure à la valeur des immobilisations corporelles sont supprimées, de même que celles présentant des valeurs aberrantes pour certains ratios ou taux de croissance<sup>8</sup>. L'ensemble de ces étapes conduit à un échantillon non cylindré de 1 640 entreprises représentant 14 201 observations.

<sup>8</sup> Une observation a été jugée aberrante lorsqu'elle était hors de l'intervalle  $[Q1 - 5 \cdot (Q3 - Q1); Q3 + 5 \cdot (Q3 - Q1)]$ , avec  $Q1$  et  $Q3$ , respectivement, le premier et troisième quartile de la distribution de la variable considérée (Kremp, 1993).